



Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública, 166-(3/2003): 49-60
© 2003, Instituto de Estudios Fiscales

La inequidad horizontal y la redistribución vertical en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas: Un análisis de robustez *

IRENE PERROTE

Universidad Europea de Madrid

JUAN GABRIEL RODRÍGUEZ

Universidad Rey Juan Carlos de Madrid

RAFAEL SALAS

Universidad Complutense de Madrid e Instituto de Estudios Fiscales

Recibido: Marzo, 2002

Aceptado: Abril, 2003

Resumen

En este trabajo se descompone el efecto redistributivo del sistema fiscal en su componente vertical y horizontal por medio de la estimación no paramétrica siguiendo la metodología de Perrote *et al.* (2001) y Rodríguez y Salas (2001). La base de datos utilizada es el panel de declarantes del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas del Instituto de Estudios Fiscales para los años 1990 a 1994. Esta metodología nos permite realizar un ejercicio de robustez de los resultados obtenidos con respecto a un conjunto de índices alternativos. Además, estos resultados se comparan con los que se obtendrían con otras descomposiciones existentes en la literatura (Aronson *et al.*, 1994 y Lambert y Ramos, 1997).

Palabras clave: Redistribución vertical, Inequidad horizontal y estimación no paramétrica.

Clasificación JEL: H23, D63, D31 y C14.

1. Introducción

El principio de equidad horizontal establece que individuos iguales sean tratados de la misma forma por el sistema fiscal (ver, por ejemplo, Feldstein, 1976). Un principio tan sencillo como aceptado ha generado sin embargo una larga lista de índices para medir la ausencia de equidad horizontal. Esto se debe principalmente a la dificultad de encontrar a indivi-

* Este trabajo se ha beneficiado del proyecto de la Comisión Europea #ERBCHRXCT980248, del proyecto de Ministerio de Educación #PB98-0546-C0202, del Ministerio de Ciencia y Tecnología #SEC2003-08397, y de la Fundación BBVA. Agradecemos los comentarios de Valentino Dardanoni, Miguel Ángel Delgado y Peter Lambert, y a J.M. Castañer su disposición para proporcionar los datos. Por supuesto, cualquier error es sólo responsabilidad de los autores.

duos exactamente iguales con respecto a su renta equivalente. Este concepto ha de ser, por tanto, interpretado de forma más laxa para medir la inequidad horizontal producida por cualquier sistema fiscal. Existen principalmente dos enfoques alternativos para medir la inequidad horizontal (IH). Cada uno corresponde a una interpretación diferente de dicho concepto.

El enfoque ortodoxo se centra en medir la IH por medio de la reordenación producida por el sistema fiscal [véanse Atkinson (1980), Plotnick (1981) y King (1983)]. Sin embargo, la reordenación ha sido criticada por ser una condición suficiente pero no necesaria para la existencia de IH. Esto es, puede existir desigualdad horizontal sin que ocurra reordenación. Debido a esta crítica surge un enfoque alternativo que mide la IH analizando el diferente tratamiento recibido por individuos similares [véanse Berliant y Strauss (1983), Camarero *et al.* (1993), Aronson *et al.* (1994), Pazos *et al.* (1995) o Lambert y Ramos (1997)]. Una importante deficiencia de estos índices radica en la definición de individuos similares cuando es obtenida dividiendo la escala de rentas en intervalos arbitrarios.

Esta debilidad puede evitarse gracias a la estimación no paramétrica. Éste es el enfoque adoptado en este trabajo aplicando la metodología propuesta en Perrote *et al.* (2001). Dicha metodología utiliza un procedimiento estadístico para afinar en la definición de individuos similares y, lo que es más importante, es en realidad un enfoque ordinal de medición de la IH. La IH es bajo esta metodología la distancia entre las curvas de Lorenz de la distribución de la renta observada después de impuestos y la distribución de la renta estimada no paramétricamente después de impuestos. De esta forma podemos estimar la IH con cualquier índice de desigualdad consistente con la curva de Lorenz. Además, siguiendo a Jenkins y Lambert (1999) es posible descomponer aditivamente el efecto redistributivo total del sistema impositivo (RE) sobre la distribución original de rentas en dos elementos distintos: la redistribución vertical (RV) y la IH.

Así pues, el objetivo del trabajo consiste en medir la IH existente en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) por medio de la estimación no paramétrica y descomponer el efecto redistributivo total del sistema fiscal. Aplicar esta metodología utilizando datos sobre declaraciones disponibles, presentadas en todo el territorio nacional entre 1990 y 1994, puede permitirnos una mejor medición de la IH del IRPF y, por ello, contribuir a tomar mejores decisiones con respecto al diseño de este impuesto.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En la sección 2, se describe la metodología utilizada. En la sección 3 se lleva a cabo la aplicación empírica y se comparan los resultados obtenidos con aquellos que se obtendrían con otras descomposiciones existentes en la literatura. En la última sección se presentan las conclusiones del trabajo.

2. Metodología

Empezamos dando una idea intuitiva de la IH y de la RV. Para ello representamos las rentas equivalentes antes y después de impuestos en un mismo gráfico. El resultado es una nube de puntos como se aprecia en la figura 1 para el año 1990. ¿Qué relación existe entre ambas variables? Para contestar a esta pregunta ajustamos una curva a esta nube de puntos.

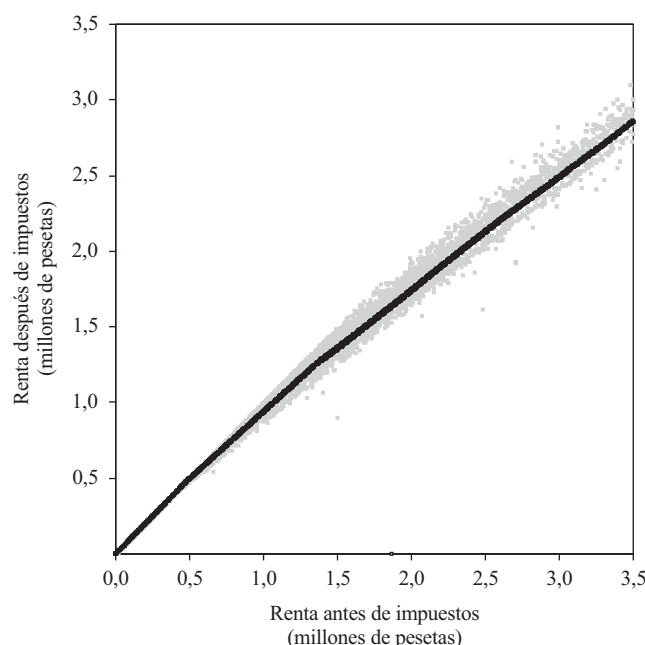


Figura 1. Estimación kernel biestocástica

Cuanto más dispersa sea la nube de puntos en torno a la curva de regresión mayor será la IH generada por el sistema fiscal. Individuos con una misma renta equivalente antes de impuestos son tratados de forma muy distinta. Por el contrario, imagínese el lector una situación en la que todos los puntos de la nube se aglutinan en la curva de regresión. En ese caso no hay un tratamiento diferenciado de individuos similares y por tanto la IH es nula. Por otra parte, la pendiente de la curva de regresión recoge la progresividad vertical del impuesto. En definitiva, la dispersión de la nube de puntos y la curva de regresión permiten descomponer el efecto redistributivo de un sistema fiscal en su componente vertical y horizontal.

Dicha curva de regresión puede ser estimada paramétrica o no paramétricamente. La estimación no paramétrica¹ consiste en ajustar localmente una función a los datos existentes (básicamente se trata de estimar el valor esperado condicionado de la función en un entorno dado sin ninguna restricción en la forma funcional). La ventaja de la estimación no paramétrica es doble. Por un lado, no presupone una relación funcional *a priori* del sistema fiscal, sino que deja «que los datos hablen por sí mismos». Por otro lado, se propone un procedimiento estadístico como solución al problema de la identificación de similares propio de la medición de la IH, mediante la determinación endógena de los intervalos; así como el tratamiento de los individuos en los extremos de los intervalos por medio de intervalos que pueden solaparse².

Existen numerosos métodos de estimación no paramétrica. De todos ellos seleccionamos el *estimador biestocástico* no paramétrico porque garantiza la dominancia estocástica en sen-

tido de Lorenz de la distribución de rentas después de impuestos estimada respecto de la observada (Rodríguez y Salas, 2001).

Sean $X, Y \in R_{++}^N$ las distribuciones observadas de rentas antes y después de impuestos, respectivamente, y sea $Z \in R_{++}^N$ la distribución de la renta después de impuestos estimada utilizando la técnica no paramétrica biestocástica. N es el número de individuos. Por construcción, un estimador biestocástico garantiza que $Z = AY$, donde A es una matriz biestocástica³. Por otra parte, Dasgupta *et al.* (1973) demuestran que Z es una transformación S-conveja de Y , si y sólo si, puede ser escrita como $Z = AY$. Esto es equivalente a decir que, la curva de Lorenz de Z domina a la curva de Lorenz de Y .

Por tanto, podemos medir la IH como la distancia entre las curvas de Lorenz de Z e Y , por ejemplo, de la siguiente manera:

$$IH(X, Y) = I(Y) - I(Z) \quad [1]$$

La estimación de la IH puede hacer así uso de cualquier índice de desigualdad $I(\cdot)$ S-convejo consistente con la curva de Lorenz, lo que garantiza que la IH es siempre positiva o cero. Precisamente el valor cero coincide con la ausencia de IH , puesto que la dispersión en torno a la curva de regresión es nula. Cualquier valor positivo indica presencia de IH , puesto que al menos dos individuos con rentas equivalentes antes de impuestos similares son tratados diferencialmente por el impuesto. Una característica importante que debe cumplir una medida de desigualdad horizontal es que no debe tomar valores negativos, lo que está garantizado en nuestra metodología por ser el estimador utilizado biestocástico. Por otra parte, el uso de la clase general de índices S-convexos (véanse Atkinson, 1970, y Dasgupta *et al.*, 1973) nos permite contrastar la robustez de los resultados respecto a distintos índices de desigualdad.

Además, podemos calcular RE y VR de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} RE(X, Y) &= I(X) - I(Y) \\ VR(X, Y) &= I(X) - I(Z) \end{aligned} \quad [2]$$

Una ventaja empírica, es que podemos descomponer el efecto redistributivo total del sistema fiscal en la redistribución vertical y la inequidad horizontal de la siguiente forma:

$$RE = VR - IH \quad [3]$$

Existen otras descomposiciones similares en la literatura (Aronson *et al.*, 1994, y Lambert y Ramos, 1995 y 1997) que son en realidad —aunque se justifican desde otra perspectiva— la aplicación implícita de una técnica no paramétrica biestocástica llamada regresograma (Tukey, 1947). El regresograma es una función por escalones que asigna a cada intervalo o escalón el valor medio del mismo. Esta técnica es excesivamente simplista ya que asigna la misma renta estimada a todos los individuos pertenecientes a un mismo intervalo disjunto, véase Härdle (1990).

Desde un punto de vista económico, ambas metodologías presentan problemas. En Aronson *et al.* (1994) y Lambert y Ramos (1995) se parte del supuesto de que la desigualdad inicial es nula, cuando empíricamente se observa que no es así. En Lambert y Ramos (1997) se corrige este problema utilizando el concepto de desigualdad pseudo-horizontal. No obs-

tante, no se garantiza, al menos teóricamente, el signo no negativo de la IH. Por último, en todas estas metodologías se utilizan intervalos arbitrarios de similares, bien es verdad que, realizan un análisis de sensibilidad con respecto a la amplitud de los intervalos.

3. Aplicación empírica

3.1. Descripción de datos, unidad de análisis, escala de equivalencia y variable renta

La base de datos utilizada es una muestra extraída del panel de declarantes del Instituto de Estudios Fiscales para los años 1990 a 1994. Las unidades básicas del panel son familias escogidas entre el conjunto de aquellas que han presentado declaración de la renta en un año dado.

La unidad de análisis utilizada es la familia fiscal entendida como el conjunto de individuos que componen un hogar, perciban o no rentas. Así pues, se suman las declaraciones de aquellos contribuyentes pertenecientes a una misma unidad fiscal que declaran separadamente ya que a partir del año 1988 se introduce la posibilidad de realizar la declaración separada para familias con más de un perceptor de rentas.

La escala de equivalencia utilizada es la escala paramétrica propuesta por Buhmann *et al.* (1988) y Coulter *et al.* (1992), mediante la cual se transforma la renta familiar Y en la renta equivalente $Y^e = Y \cdot e$. La escala de equivalencia e se define como:

$$e(n, \alpha) = \frac{1}{[n]^\alpha} \quad [4]$$

Donde n es el número de individuos que componen la familia y α un parámetro que refleja las economías de escala que se producen en una familia a medida que el número de individuos aumenta. La variable renta utilizada es la Base Imponible del declarante ⁴.

3.2. Resultados

En la tabla 1 y 2 aparecen la desigualdad existente en la distribución de rentas antes y después de impuestos observada y estimada con el estimador kernel biestocástico (Nadaraya-Watson reformulado) y el regresograma para los años 1990 y 1991 ⁵. Asimismo, en ambos casos se descompone el efecto redistributivo del sistema fiscal en sus componentes vertical y horizontal.

En primer lugar, podemos observar que para un $\alpha = 0,5$, el componente vertical y horizontal del efecto redistributivo del sistema fiscal obtenido por Lambert y Ramos (1995), que utilizan como base el índice de Entropía Generalizada $c = 0$, es *similar* al de este trabajo. En dicho trabajo el componente horizontal era de 11,5 por 100 y el vertical de 111,5 por 100, para 1990, con un intervalo de 100.000 pesetas. En nuestro caso para un intervalo óptimo de 130.220 pesetas y cuando el método de estimación es el regresograma, el componente horizontal es de 13,1 por 100 y el vertical de 113,1 por 100 (véase tabla 1).

Tabla 1
Inequidad vertical y horizontal bajo estimaciones no paramétricas biestocásticas. 1990. $\alpha = 0,5$

	Estimación kernel biestocástica					Regresograma		
	Renta antes de impuestos (a)	Renta después de impuestos (b)	Renta estimada (c)	I. vertical (a) – (c)	I. horizontal (b) – (c)	Renta estimada (c)'	I. vertical (a) – (c)'	I. horizontal (b) – (c)'
Índice S-Gini								
v = 1,5	0,2732	0,2387	0,2377	0,0355 (102,9 %)	0,001 (2,9 %)	0,2379	0,0353 (102,3 %)	0,0008 (2,3 %)
v = 2,0	0,4008	0,3569	0,3551	0,0457 (104,1 %)	0,0018 (4,1 %)	0,3555	0,0453 (103,2 %)	0,0014 (3,2 %)
v = 3,0	0,5323	0,4836	0,4809	0,0514 (105,5 %)	0,0027 (5,5 %)	0,4815	0,0508 (104,3 %)	0,0021 (4,3 %)
v = 5,0	0,6509	0,6040	0,6000	0,0509 (108,5 %)	0,004 (8,5 %)	0,6009	0,0500 (106,6 %)	0,0031 (6,6 %)
Índice de Atkinson								
$\epsilon = 0,5$	0,1359	0,1086	0,1067	0,0292 (107,0 %)	0,0019 (7,0 %)	0,1074	0,0285 (104,4 %)	0,0012 (4,4 %)
$\epsilon = 1,5$	0,4289	0,3751	0,3193	0,1096 (203,7 %)	0,0558 (103,7 %)	0,3217	0,1072 (199,3 %)	0,0534 (99,3 %)
Entropía Generalizada								
c = 0,0	0,3057	0,2462	0,2363	0,0694 (116,6 %)	0,0099 (16,6 %)	0,2384	0,0673 (113,1 %)	0,0078 (13,1 %)
c = 1,0	0,2916	0,2246	0,2220	0,0696 (103,9 %)	0,0026 (3,9 %)	0,2231	0,0685 (102,2 %)	0,0015 (2,2 %)
c = 2,0	0,4348	0,2913	0,2890	0,1458 (101,6 %)	0,0023 (1,6 %)	0,2897	0,1451 (101,1 %)	0,0016 (1,1 %)

Fuente: Panel de IRPF del IEF. Muestra, 5 039 contribuyentes. Intervalo óptimo (h) 130.220 pesetas en la estimación N-W biestocástica y en el regresograma.

Notas: Entre paréntesis, el porcentaje sobre la redistribución total (a) – (b).

El índice de Atkinson $\epsilon = 1$ no se incluye al ser ordinalmente equivalente al de Entropía Generalizada $c = 0$.

Los valores del regresograma para el Gini ($v = 2$) y Entropía ($c = 0$) corresponden a los índices propuestos por Aronson *et al.* (1994) y al efecto «puro» de Lambert y Ramos (1995), respectivamente.

Tabla 2
Inequidad vertical y horizontal bajo estimaciones no paramétricas biestocásticas. 1991. $\alpha = 0,5$

	Estimación kernel biestocástica					Regresograma		
	Renta antes de impuestos (a)	Renta después de impuestos (b)	Renta estimada (c)	I. vertical (a) – (c)	I. horizontal (b) – (c)	Renta estimada (c)'	I. vertical (a) – (c)'	I. horizontal (b) – (c)'
Índice S-Gini								
v = 1,5	0,2755	0,2392	0,2387	0,0368 (101,4%)	0,0005 (1,4%)	0,2383	0,0372 (102,5%)	0,0009 (2,5%)
v = 2,0	0,4048	0,3586	0,3576	0,0472 (102,2%)	0,001 (2,2%)	0,3572	0,0476 (103,0%)	0,0014 (3,0%)
v = 3,0	0,5372	0,4865	0,4845	0,0527 (103,9%)	0,002 (3,9%)	0,4843	0,0529 (104,3%)	0,0022 (4,3%)
v = 5,0	0,6558	0,6075	0,6039	0,0519 (107,5%)	0,0036 (7,5%)	0,6043	0,0515 (106,6%)	0,0032 (6,6%)
Índice de Atkinson								
$\varepsilon = 0,5$	0,1381	0,1094	0,1078	0,0303 (105,6%)	0,0016 (5,6%)	0,1081	0,0300 (104,5%)	0,0013 (4,5%)
$\varepsilon = 1,5$	0,4202	0,3633	0,3240	0,0962 (169,1%)	0,0393 (69,1%)	0,3261	0,0941 (165,4%)	0,0372 (65,4%)
Entropía Generalizada								
c = 0,0	0,3120	0,2492	0,2397	0,0723 (115,1%)	0,0095 (15,1%)	0,2413	0,0707 (112,6%)	0,0079 (12,6%)
c = 1,0	0,2954	0,2250	0,2232	0,0722 (102,6%)	0,0018 (2,6%)	0,2234	0,072 (102,3%)	0,0016 (2,3%)
c = 2,0	0,4393	0,2903	0,2889	0,1504 (100,9%)	0,0014 (0,9%)	0,2886	0,1507 (101,1%)	0,0017 (1,1%)

Fuente: Panel de IRPF del IEF. Muestra, 5.344 contribuyentes. Intervalo óptimo (h) 142.800 pesetas en la estimación N-W biestocástica y en el regresograma.

Notas: Entre paréntesis, el porcentaje sobre la redistribución total (a) – (b).

El índice de Atkinson $\varepsilon = 1$ no se incluye al ser ordinalmente equivalente al de Entropía Generalizada $c = 0$.

Los valores del regresograma para el Gini ($v = 2$) y Entropía ($c = 0$) corresponden a los índices propuestos por Aronson *et al.* y al efecto «puros» de Lambert y Ramos, respectivamente.

Si ahora comparamos los resultados obtenidos con la estimación kernel biestocástica (Nadaraya-Watson reformulado) y con el regresograma vemos que los resultados no son muy diferentes entre sí. Así pues, esta metodología más general, nos permite contrastar la robustez de los resultados en un doble sentido. Por una parte, nos permite realizar ejercicios de sensibilidad con respecto al índice de desigualdad y al parámetro de aversión utilizados. Por otra parte, podemos aplicar distintos métodos de estimación no paramétrica.

Si comentamos más detalladamente los resultados, observamos que en cualquiera de estos años, para los índices de Gini y Atkinson, la desigualdad de la renta antes y después de impuestos, tanto estimada como observada, se incrementa con el parámetro de aversión a la desigualdad utilizado (ν y ε , respectivamente). Asimismo y como era de esperar, tanto el componente de IH como de RV son crecientes con la aversión a la desigualdad, para todos los índices, aunque varía su importancia relativa. En el caso de los índices de Entropía Generalizada, nótese que la aversión a la desigualdad disminuye con el parámetro c .

Además, observamos que siempre se obtienen mayores porcentajes atribuibles a la inequidad horizontal y a la redistribución vertical con el método Nadaraya-Watson reformulado que con el regresograma. No obstante, es difícil ofrecer una explicación teórica de este hecho ya que no hemos encontrado ninguna relación de dominancia de Lorenz entre ambas distribuciones estimadas o matriz biestocástica que las relacione.

Comparando los resultados que aparecen en las tablas 3 y 4, para los años 1990 a 1994 obtenidos con distintos índices, podemos decir que, en general, los índices de IH experimentan una bajada entre los años 1990 y 1991, y una recuperación continuada desde el año 1992 al año 1994. Sin embargo, no hay una pauta de conducta homogénea de todos los índices. En concreto, en 1992, dependiendo del índice utilizado la IH aumenta (casos del Gini $\nu = 1,5$ hasta $\nu = 3$) o disminuye (casos del Gini $\nu = 5$ y todos los índices de entropía generalizada analizados). Por tanto, no se puede afirmar que se produzca una evolución robusta e inequívoca de la desigualdad horizontal en el período considerado. Esto pone de manifiesto la importancia de utilizar una metodología basada en las curvas de Lorenz que evita llegar a conclusiones erróneas sobre la evolución de IH a partir de los resultados obtenidos con un único índice descomponible. Sabemos que la IH entre dos años aumenta con cualquier índice de desigualdad S-convexo cuando las curvas de Lorenz de la renta después de impuestos observada y estimada (L_Y y L_Z respectivamente) se alejan una de otra. Por el contrario, la IH disminuye cuando las curvas L_Y y L_Z se acercan. En el resto de los casos, sin embargo, no se puede decir nada concluyente, y el resultado obtenido dependerá crucialmente del índice particular utilizado.

De hecho, los resultados existentes en la literatura para la evolución de la desigualdad horizontal entre 1990 y 1991 no son robustos. Por un lado, reproducimos el resultado del incremento de la desigualdad horizontal de Lambert y Ramos (1997) para ese período, a través del regresograma, y encontramos que tanto para el índice de Entropía ($c = 0$), como para otros, la desigualdad horizontal experimenta un aumento entre 1990 y 1991. Por otro lado, nuestra generalización permite contrastar que para otros índices de desigualdad igualmente válidos, la evolución de la desigualdad horizontal entre dichos años es la contraria. Por ejemplo, se produ-

Tabla 3
Componente de inequidad horizontal. Kernel biestocástico. 1990-1994

	1990	1991	1992	1993	1994
Índice S-Gini					
v = 1,5	2,9%	1,4%	2,3%	3,1%	11,7%
v = 2,0	4,1%	2,2%	3,3%	4,0%	11,8%
v = 3,0	5,5%	3,9%	4,8%	5,7%	12,6%
v = 5,0	8,5%	7,5%	7,3%	8,2%	14,8%
Índice de Atkinson					
$\varepsilon = 0,5$	7,0%	5,6%	4,1%	6,4%	12,7%
$\varepsilon = 1,5$	103,7%	69,1%	41,9%	93,7%	60,4%
Entropía Generalizada					
c = 0,0	16,6%	15,1%	10,4%	14,7%	19,2%
c = 1,0	3,9%	2,6%	2,1%	3,9%	10,0%
c = 2,0	1,6%	0,9%	0,2%	2,2%	5,7%

Tabla 4
Tasas de variación de la inequidad horizontal. 1990-1994

	1991	1992	1993	1994
Índice S-Gini				
v = 1,5	-0,50	0,80	0,22	1,73
v = 2,0	-0,44	0,60	0,13	1,00
v = 3,0	-0,26	0,30	0,08	0,43
v = 5,0	-0,10	0,06	0,03	0,13
Índice de Atkinson				
$\varepsilon = 0,5$	-0,16	-0,19	0,31	0,47
$\varepsilon = 1,5$	-0,30	-0,37	1,03	-0,57
Entropía Generalizada				
c = 0,0	-0,04	-0,29	0,27	-0,12
c = 1,0	-0,31	0,06	0,32	1,12
c = 2,0	-0,39	-0,14	1,17	2,31

ce un descenso de la desigualdad horizontal (ver índice de Atkinson para $\varepsilon = 1,5$). Este resultado implica que la curva de Lorenz de las distribuciones estimadas libres de desigualdad horizontal se cortan para esos dos años, hecho que no es tenido en consideración por otras metodologías.

Por último, si analizamos la sensibilidad de los resultados a la escala de equivalencia utilizada ⁶, vemos que para todos los índices la relación entre la desigualdad de la renta antes y

después de impuestos (observada y estimada) y el parámetro α tiene la forma habitual de U obtenida en otros estudios (Álvarez *et al.*, 2002, y Oliver *et al.*, 2001).

4. Conclusiones

La principal aportación de este trabajo ha sido descomponer el efecto redistributivo del IRPF español en su componente vertical y horizontal por medio de la estimación no paramétrica para los años 1990 a 1994.

En primer lugar, observamos que el componente vertical y horizontal del efecto redistributivo del sistema fiscal obtenido por Aronson *et al.* (1994) y Lambert y Ramos (1995) es similar al de este trabajo. En segundo lugar, los resultados obtenidos con la estimación kernel biestocástica y con el regresograma muestran la robustez de la metodología adoptada puesto que podemos utilizar distintos métodos de estimación no paramétrica, índices de desigualdad y parámetros de aversión. En tercer lugar, tanto el componente de la IH como el de la RV son crecientes con la aversión a la desigualdad. Por último, para todos los índices la IH disminuye entre 1990 y 1991, y aumenta para 1993. No hay, sin embargo, una tendencia clara entre los años 1991-1992, y 1993-1994.

Por último, debemos decir que hemos adoptado un enfoque clásico unidimensional de la medición de la desigualdad, en el que la renta equivalente es el único atributo considerado. En la literatura reciente comienza a aparecer un enfoque multidimensional del bienestar, véase Maasoumi (1999), que sin duda también permitirá extensiones interesantes de este análisis en un futuro.

Notas

1. En Härdle (1990) se encuentra una revisión detallada de la estimación no paramétrica.
2. En la estimación no paramétrica estándar (Kernel, K-nn, etc.) los intervalos se solapan. No obstante, existen otros métodos como el regresograma (véase más adelante) en que los intervalos son disjuntos.
3. Recuérdese que una matriz biestocástica es una matriz cuadrada, de dimensión $N \times N$, con elementos comprendidos entre 0 y 1, ambos incluidos, cuya suma por filas y columnas es 1.
4. No obstante, se realiza un análisis de sensibilidad con un concepto de renta más amplio que incluye los intereses pagados por la vivienda y los resultados no cambian sustancialmente.
5. Se dispone de los resultados para el resto de los años. El lector interesado puede solicitarlos.
6. Se dispone de los resultados obtenidos para las distintas escalas de equivalencia. Éstos pueden ser igualmente solicitados a los autores.

Referencias

- Álvarez, S., J. Prieto, y R. Salas (2002), "The evolution of Income Inequality in the European Union", Instituto de Estudios Fiscales, *Papeles de Trabajo*, 10/02.
- Aronson, R., P. Johnson y P. J. Lambert (1994), "Redistributive Effect and Unequal Income Tax Treatment in the U.K.", *Economic Journal*, 104: 262-270.
- Atkinson, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 2: 244-263.
- Atkinson, A. B. (1980), "Horizontal Equity and the distribution of the Tax Burden", in H. J. Aaron y M. J. Boskin (eds.), *The Economics of Taxation*, Washington D.C.: Brookings Institution, 244-263.
- Berliant, M. C., y P. Strauss (1983), "Measuring the Distribution of Personal Income Taxes", in *What role for the Government? Lessons from Policy Research*, R. Zeckhauser, D. Leebaert (eds.), Duke University Press, Durham N.C.
- Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmaus y T. Smeeding (1988), "Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database", *Review of Income and Wealth*, 34: 115-142.
- Camarero R., O. Herrero y I. Zubiri (1993), "Medición de la inequidad horizontal: teoría y una aplicación al caso de Vizcaya", *Investigaciones Económicas*, XVII (2): 333-362.
- Coulter, F. A., F. A. Cowell y S. P. Jenkins (1992), "Difference in Needs and Assessment of Income Distributions", *Bulletin of Economic Research*, 44: 77-124.
- Dasgupta P., A. Sen y D. Starret (1973), "Notes on the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 6: 180-187.
- Feldstein M. (1976), "On the Theory of Tax Reform", *Journal of Public Economics*, 6: 77-104.
- Härdle W. (1990), *Applied Nonparametric Regression*, Cambridge University Press.
- Jenkins, S. P. y P. Lambert (1999), "Horizontal Inequity Measurement: a Basic Reassessment", in J. Silber (eds.), *Handbook on Income Inequality Measurement*, Kluwer Academic Publishers.
- Kakwani N. (1984), "On the Measurement of Tax Progressivity and Redistributive Effect with Applications to Horizontal and Vertical Equity", *Advances in Econometrics*, 3: 149-168.
- King M. (1983), "An index of inequality: with Applications to Horizontal Equity and Social Mobility", *Econometrica*, 51: 99-115.
- Lambert, P. y X. Ramos (1995), "Vertical Redistribution and Horizontal Inequity", Instituto de Estudios Fiscales, *Papeles de Trabajo*, 5/95.
- Lambert, P. y X. Ramos (1997), "Vertical redistribution and horizontal inequity", *International Tax and Public Finance*, 4: 25-37.
- Maasoumi, E. (1999), "Multidimensioned Approaches to Welfare Analysis", in J. Silber (eds.), *Handbook on Income Inequality Measurement*, Kluwer Academic Publishers.
- Oliver, J., X. Ramos y J. L. Raymond (2001), "La mejora en la distribución de la renta en España, 1985-1996: un análisis de robustez", en J. M. Labeaga y M. Mercader-Prats (eds.), *Proceedings del Workshop Fighting Poverty and Inequality Through Tax-Benefit Reform: Empirical Approaches*, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.

- Pazos, M., I. Rabadán y R. Salas (1995), "La desigualdad horizontal en el impuesto sobre la renta de las personas físicas", *Revista de Economía Aplicada*, 9: 5-20.
- Perrote, I., J. G. Rodríguez y R. Salas (2001), "A Non-parametric Decomposition of Redistribution into Vertical and Horizontal Components", *Papeles de Trabajo*, del Instituto de Estudios Fiscales, 10/01.
- Plotnick, R. (1981), "A Measure of Horizontal Inequity", *The Review of Economics and Statistics*, 63: 283-288.
- Rodríguez, J. G. y Salas, R. (2001), "A Bi-stochastic Nonparametric Estimator", Instituto de Estudios Fiscales, *Papeles de Trabajo*, 30/01, versión electrónica en www.minhac.es/ief/Publicaciones/papelest/papeles.htm
- Tukey, J. W. (1947), "Non-parametric estimation II. Statistically equivalent blocks and tolerance regions. The continuous case", *Annals of Mathematical Statistics*, 18, 529-39.

Abstract

Overall redistributive effect of the fiscal system is decomposed into the vertical redistribution and the horizontal inequity components through non-parametric estimation, following the methodology of Perrote et al. (2001) and Rodríguez y Salas (2001). The micro —data used are drawn from the Spanish taxpayers Instituto de Estudios Fiscales panel data for the years 1990 to 1994. This methodology allows us to apply a set of alternative indexes. The results are compared to those obtained through other decompositions existing in the literature (Aronson et al., 1994 y Lambert y Ramos, 1997).

Keywords: Vertical Redistribution, Horizontal inequity and non-parametric estimation

JEL Classification: H23, D63, D31 y C14.